

UNIVERSITE DE MONTREAL

LES FACTEURS DETERMINANTS DES RECETTES DES JEUX DE HASARD AU CANADA DE 1989 A 2006

Par

CLERVIL JEAN RONALD

Département des Sciences Économiques

Faculté des Arts et Sciences

Rapport de recherche présenté à la Faculté des Études supérieures

En vue de l'obtention du grade de Maîtrise en Sciences Économiques

Février 2008

SOMMAIRE

Les conséquences liées au jeu de hasard ont été très souvent étudiées par plusieurs chercheurs. Mais rares sont les études économétriques sur les facteurs influençant les recettes des jeux de hasard au Canada . Face à ce constat nous avons voulu empiriquement essayer de déterminer les facteurs démographiques et économiques susceptibles d'expliquer les recettes des jeux de hasard au Canada. A partir des informations provenant de la base de données de Statistique Canada , nous utilisons un panel de dix (10) provinces sur une période de 18 années soit de 1989 à 2006 . L'estimation du modèle est effectuée à travers un modèle à effets fixes à coefficients homogènes. Cette technique permet de prendre en compte certaines caractéristiques individuelles que les autres types de données ne permettent pas.

Les résultats de notre étude révèlent que les variables démographiques contribuent grandement à la détermination des recettes. Les provinces qui ont une population âgée de 65 ans et + constatent que leurs recettes augmentent à mesure que la variation de la population de ce groupe d'âge augmente. Une variation positive dans le niveau d'éducation des provinces affecte les recettes des jeux vers la hausse. Parmi les trois groupes considérés pour évaluer le niveau d'éducation , les gens qui ont fait des études de 1^{er} , 2^e ou 3^e cycle sont ceux qui rapportent le moins aux recettes.

En ce qui concerne les variables économiques, une hausse de taux de chômage entraîne une baisse des recettes. Quant au PIB réel per capita, au revenu moyen, les recettes varient à la hausse à mesure qu'on enregistre une variation positive dans chacune de ces variables. Les variables démographiques ne doivent pas être enlevées du modèle car non seulement elles permettent aux coefficients des variables économiques d'être statistiquement significatifs mais aussi leurs paramètres sont presque tous différents de zéro (0).

REMERCIEMENTS

Mes remerciements vont en premier lieu à Dieu , le Père de notre Seigneur Jésus-Christ lequel reviendra chercher ses élus. Ensuite je remercie ma femme Nancy Éloi et l'enfant que Dieu nous a donné , pour leur patience et leur support affectif et moral .

Je remercie aussi mes parents , mes amis et tous les professeurs qui ont contribué d'une façon ou d'une autre à la réalisation de ce rapport de recherche.

Je tiens à exprimer ma reconnaissance envers mon directeur de recherche , Professeur François Vaillancourt pour m'avoir suggéré le choix du sujet de mon rapport de recherche et pour ses nombreux commentaires qui ont permis de mieux analyser le problème.

A tous les autres, veuillez recevoir l'expression de ma plus haute gratitude.

LISTE DES TABLEAUX ET GRAPHIQUES

Tableau #1	Synthèse des revues de la littérature	16
Tableau # 2	Définition des Variables explicatives.....	24
Graphique #1	__Recettes des jeux de hasard par habitant en Ontario et au Québec (\$)	26
Graphique #2	__Recettes des jeux de hasard par habitant dans l'Ouest du Canada_(\$)	26
Graphique #3	__Recettes des jeux de hasard par habitant dans la région de l'Atlantique (\$).....	26
Tableau # 3	Population moyenne par Province.....	28
Tableau # 4	Répartition des Provinces selon la moyenne du revenu moyen réel, le taux chômage moyen et la moyenne du pib réel per capita.....	29
Tableau # 5	__Niveau moyen d'éducation Par province (en proportion de la population)	31
Tableau # 6	__Test de racines unitaires sur les variables retenues	37
Tableau # 7	__Statistique de la Régression.....	40
Tableau # 8	. Estimation du modèle	44
Tableau #9	__Résultat des tests d'hypothèses	46

TABLE DES MATIERES

SOMMAIRE	2
REMERCIEMENTS	3
LISTE DES TABLEAUX ET GRAPHIQUES.....	4
TABLE DES MATIERES	5
TABLE DES MATIERES	5
INTRODUCTION.....	7
Section I- REVUES DES ÉTUDES DÉJÀ RÉALISÉES.....	8
I-1 Présentation des études réalisées	8
I-2 Evaluation.....	15
I-3 CADRE D'ANALYSE ET SPECIFICATION DU MODELE.....	18
I-3-1 Cadre d'Analyse.....	18
I-3-2 Spécification du modèle.....	21
I-3-3 Les Hypothèses	22
Section II- ANALYSE DESCRIPTIVE DES VARIABLES D'INTERET.....	23
II-1 Présentation des données.....	23
II-2 Sélection des variables.	24
II-3 Justification Des Signes	24
II-4 Evolution des recettes des jeux au Canada.....	26
II-5 Comparaison de la population moyenne des provinces	28
II-6 Répartition des Provinces selon les variables Économiques.....	29
II-7 Niveau d'Éducation des Provinces.....	31

Section III-PRÉSENTATION DES RÉSULTATS ET INTERPRÉTATION.....	33
III-1 Test d'effets individuels.....	33
III-2 Test de spécification des effets individuels (Test de Hausman).....	34
III-3 Test d'Hétéroscédasticité intra-individus	34
III-4 Test d'Hétéroscédasticité inter-individus	35
III-5 Test de corrélation contemporaine.....	35
III-6 Test d'autocorrélation intra-individus.....	36
III-7 Test de racines unitaires.....	36
III-8 Test de cointégration :.....	38
III-9 Synthèse des tests.....	39
III-10 Estimation Du Modèle	40
III-11 Vérification Des Hypothèses	43
CONCLUSION	47
REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES	50

INTRODUCTION

Les performances économiques de l'industrie de jeux de hasard, sont souvent attribuées au nombre de sites de jeu , au bas prix des billets , au nombre de visiteurs , à l'augmentation de la population et du revenu personnel. Cette idée rejoint les points de vue de plusieurs études comme celle de Levitzky I, Assaro D, Robinson W (2000) où les revenus des jeux sont positivement reliés à la quantité de machines à sous jouables et au nombre de visiteurs .

Toutefois avec l'apparition de nouvelles techniques économétriques, il s'avère important de faire des analyses plus poussées afin d'évaluer ou d'estimer de façon rigoureuse les principaux facteurs économiques et socio démographiques qui peuvent expliquer le revenu des jeux de hasard.

Ce rapport de recherche tente de répondre à la question : Quels sont les principaux facteurs ayant une influence significative dans la détermination des revenus des jeux de hasard au Canada ? Elle apporte des informations supplémentaires aux études déjà réalisées et essaie de spécifier un modèle très approprié par rapport aux caractéristiques des données afin de prendre en compte l'hétérogénéité des paramètres des variables explicatives en se basant sur les travaux d'IM , Pesaran et Shin (1997) et de Maddala et Wu (1999).

L'étude est subdivisée en trois (3) parties . 1) Au prime abord , nous allons présenter la revue de la littérature empirique ainsi que le cadre d'analyse du travail à partir duquel nous spécifierons le modèle à estimer . 2) Suivent quelques statistiques descriptives des variables d'intérêt . 3) Enfin compte nous présenterons l'analyse et l'interprétation des résultats et la conclusion de l'étude .

Section I- REVUES DES ÉTUDES DÉJÀ RÉALISÉES

I-1 Présentation des études réalisées

Plusieurs études sur l'industrie des jeux de hasard ont été produites par des chercheurs à travers le monde et les paragraphes ci-après vont nous permettre de confronter quelques unes d'entre elles.

Conseil National du Bien-être Social (1996)

Le premier document publié en 1996 par le Conseil National du Bien-être Social est un document qui abordait les points suivants :

- a) Les jeux de hasard : une industrie de plusieurs milliards de dollars
- b) Les jeux de hasard et le jeu compulsif
- c) Qui sont les joueurs compulsifs
- d) Les coûts sociaux et financiers associés au jeu compulsif et pathologique
- e) Groupes spéciaux de joueurs compulsifs

Les auteurs ont fait ressortir que les formes de jeu légales de pari représentent entre 20 et 27 milliards de dollars par année mises à part les formes de jeu non autorisés comme les loteries illégaux, partie de poker du quartier, paris mutuels hors hippodrome et autres jeux de hasard organisés. Les analyses ont été faites sur les cinq principales institutions qui gèrent les jeux au Canada dont la British Columbia lottery Corporation , la société de loterie Western Canada (Alberta , Saskatchewan , Manitoba , Territoire du Yukon , Territoires du Nord-ouest) , la Société des loteries de l'Ontario , Loto Québec et la société des loteries de l'Atlantique (Nouveau Brunswick , Nouvelle Écosse , Île du Prince Édouard , Terre Neuve et Labrador) .

Une partie des retombées des jeux de hasard qui vont au profit des gouvernements avoisinent les 5 milliards de dollars pour la l'année 1995. Cette somme représente près de 3% des recettes totales des provinces et des territoires. Pour analyser les recettes , ce document fait ressortir le lien existant entre les problèmes associés au jeu et les niveaux de revenus dans huit (8) provinces du pays. Il a abouti au fait que l'on ne peut pas avoir un modèle évident pour tous les coins du Canada. Car en Colombie Britannique, en Saskatchewan et en Nouvelle Écosse on a constaté qu'il n'existe pas de différences significatives entre les revenus des joueurs compulsifs et pathologiques et ceux des joueurs non compulsifs. L'Alberta et le Nouveau Brunswick ont montre qu'il existe une corrélation entre un faible revenu et le jeu pathologique tandis que le Manitoba a eu le contraire. Pour le Québec et l'Ontario, les joueurs compulsifs se retrouvent dans deux tranches de revenus différents soit un revenu inférieur à la moyenne d'une part ou un revenu supérieur à la moyenne d'autre part.

Pamela Mobilia (2005)

Dans le document de Pamela Mobilia, l'auteure voulait trouver les déterminants du jeu de hasard pour u secteur bien spécial . A cet effet plusieurs variables ont été retenues telles que loisir, travail, utilité du consommateur. Le modèle utilisé pour parvenir à son objectif est celui de Becker Murphy .On teste les hypothèses du modèle empirique en utilisant les données sur les paris de course de chevaux de 1950 à 1987. Le modèle de Becker est celui des individus qui maximisent leur utilité de vie sous contrainte de leur budget et des fonctions de production variées dans un cadre de temps continu.

A tout moment de la durée l'utilité de l'individu est fonction de 3 facteurs ($H(t)$, $L(t)$, $Z(t)$). Soit $U(t) = U[H(t), L(t), Z(t)]$ avec $H(t)$ représentant le stock initial de santé au temps t , $L(t)$ stock initial de loisir, $Z(t)$ est un vecteur de consommation de biens. U est une fonction concave avec $U'(t) > 0$. En utilisant des techniques de variables instrumentales, des équations sur la demande de jeu ont été estimées, sous l'hypothèse du modèle de jeu provoquant une dépendance rationnelle. En particulier, les résultats ont prouvé qu'il existe des liens intertemporels significatifs dans la consommation du jeu. Ce qui confirme l'hypothèse que le jeu provoque une dépendance. D'autres résultats ont été révélés, comme l'élasticité prix à long terme de la demande sous l'hypothèse de dépendance rationnelle qui est approximativement -0.68, sensiblement plus grand que ceux obtenus à partir des équations de demande estimées sous l'hypothèse du comportement non dépendant (avec une élasticité de -0.454).

Katherine Marshall (1999)

Le 3^e document qui est l'œuvre de Katherine Marshall présente le portrait de l'industrie des jeux de hasard au Canada tout en proposant des informations sur les retombées économiques, l'emploi et les recettes publiques tout en faisant des comparaisons provinciales.

Les premiers résultats ont révélé que les universitaires ont affiché le taux de participation au jeu de hasard le plus faible (62%) et les dépenses les moins élevées (245\$) contrairement aux diplômés du secondaire dont le taux de participation et les dépenses sont les plus élevées (respectivement 79%, 410\$). L'étude a montré que les dépenses consacrées au jeu de hasard augmentent avec le revenu du ménage. Ceci se résume dans le fait que les ménages qui ont un revenu inférieur à 20000 \$ ont dépensé 296\$ au jeu soit 2.2% tandis que ceux dont le revenu est \geq 80000 \$ ont dépensé 536\$ soit 0.5% de plus.

Les hommes vivant seuls ont été relativement plus nombreux que les femmes vivant seules à déclarer des dépenses de jeux (75 % contre 69 %) et ont dépensé davantage en moyenne (416 \$ contre 270 \$). Les taux de participation des hommes ont été plus élevés que ceux des femmes pour tous les jeux, à l'exception du bingo (4 % contre 12 % pour les femmes).

¹L'Alberta a marqué la hausse la plus forte en pourcentage (414 %), ses bénéfices étant passés de 125 millions de dollars à 643 millions. La Saskatchewan occupe le deuxième rang, avec une augmentation de 253 %. L'Ontario, quant à elle, a connu la hausse la plus forte en valeur (712 millions de dollars), ses bénéfices étant passés de 530 millions de dollars en 1992 à 1,2 milliard de dollars en 1997. Au Québec également, la croissance des bénéfices a dépassé le demi-milliard de dollars en cinq ans (581 millions de dollars). La Colombie-Britannique ferme la marche avec la plus faible augmentation, soit 10 % en 1992.

F. Vaillancourt et A. Roy(1999)

Quant au 4^e document (Gambling and Governments in Canada 1969 – 1998) produit par F. Vaillancourt et A. Roy, nous voyons à travers les lignes que les auteurs abordent trois points qui méritent notre attention. Premièrement, ils mettent l'accent sur les recettes des gouvernements tirés à partir des jeux de hasard. En second lieu ils relatent les diverses sources de revenus de jeu à travers les provinces et territoires en se servant des différents appareils installés comme : appareils de loterie vidéo, bingo, loterie etc. Enfin, ils ont fait une analyse multivariée en examinant deux variables ; 1) la participation aux activités de loteries et des jeux 2) le montant dépensé par les

¹ Statistique Canada : Article paru dans **Indicateurs des services**, No 63-016-XPB au catalogue, 4e trimestre 1998.

ménages participant. A cet effet ils ont utilisé un modèle logit pour expliquer le taux de participation des ménages puisque les valeurs de la participations sont 0 ou 1 et la technique des MCO pour expliquer les dépenses consacrées à l'achat de billets de loteries en 1992 et en 1996. De plus 10 caractéristiques ont été retenues pour l'année 1992 et pour 1996. Les estimations ont prouvé que :

- Les ménages dans l'Atlantique du Canada participaient dans les activités de loteries moins que le font leurs homologues d'Ontario en 1992, tandis que ceux du Québec avaient une meilleure participation que ceux d'Ontario en 1996.
- Les régions de résidence n'avaient aucune incidence sur les dépenses
- en 1992 les gens ruraux participaient moins que les urbains, ce qui n'est pas le cas en 1996
- la participation et les dépenses augmentent avec le revenu après taxe
- les femmes qui sont chef de famille ont un taux de participation plus faible et dépensent moins que les hommes qui sont chefs de famille.
- les ménages âgés participent moins que ceux qui sont plus jeunes mais dépensent plus.
- Les ménages avec un niveau d'éducation plus élevé ont un plus faible taux de participation et dépensent moins que les autres.
- En 1992 les ménages dont la langue d'usage est le français participent plus que les autres.
- Les ménages avec des chefs non mariés dépensent moins que ceux avec des chefs mariés.
- Les ménages dont les chefs étaient nés en Europe dépensent moins que ceux qui étaient ailleurs.

Pour répondre à la question de continuité de croissance des revenus des jeux du gouvernement les auteurs ont utilisé le calcul de l'élasticité revenu du jeu comme étant une source de taxe. Ils ont mis en relation les revenus de loterie (variable dépendante) avec les PIB provinciaux (variable

indépendante). Cinq (5) régressions ont été estimées, une pour chaque région et une pour le Canada tout entier .

Ils concluent en affirmant que les loteries ont une élasticité > 1 face au PIB et que cette élasticité est plus stable pour le Canada tout entier que pour les régions prises de façon séparée. En d'autres termes 1% d'augmentation du PIB entraîne 1.3% d'augmentation des dépenses de loteries.

Harry Kitchen and Scott Powells(1991)

Le 5^e document que nous allons présenter est un article écrit par Harry Kitchen and Scott Powells . Cet article aborde deux points particulièrement essentiels :

D'abord les auteurs évaluent la significativité statistique d'un certain nombre de variables socio-économiques et démographiques sur le niveau des dépenses de loterie des ménages dans les six régions du Canada. Les résultats ont prouvé que :

- Les dépenses de loterie augmentent à mesure que les revenus augmentent ;
- Les dépenses de loterie sont sensiblement inférieures pour les chefs de familles femelles que pour leurs contreparties masculines ;
- Les dépenses de loterie diminuent à mesure que le niveau d'éducation du chef de famille augmente.

Ensuite ils parviennent au fait que les dépenses de loterie sont régressives, bien que le degré de régressivité soit moindre que pour des loteries aux États-unis.

Walker Douglas M, Jackson John D (2007)

Cet article a été paru dans le journal américain d'économie et de sociologie . Les auteurs ont utilisé un test de causalité à la Granger modifié avec des données de panel pour vérifier s'il existe un lien direct entre la croissance et les revenus des casinos. Les résultats ont contredit une étude qu'ils ont déjà publiée et qui affirmaient que les revenus des casinos causaient la croissance économique. Ils ont montré que la différence provenait des effets à court et à long terme.

Mehmet Serkan Tosun and Mark Skidmore (2004)

Pour terminer avec la revue de la littérature passée, nous allons considérer une dernière étude présentée par Mehmet Serkan Tosun and Mark Skidmore (Juin 04). Ces deux auteurs ont utilisé les données sur les ventes de loteries pour les 55 villes dans l'Ouest de Virginie pour la période allant de 1987 à 2000 afin d'examiner les déterminants des revenus de loteries. Ils ont aussi mis l'accent sur les effets d'introduction d'une nouvelle loterie dans une ville voisine sur les revenus de loterie dans l'ouest de la Virginie. Les résultats ont montré que la compétition avec un état frontalier est un facteur important dans la vente des loteries ainsi que l'apparition de nouveaux jeux. Toutes les analyses sont faites en utilisant des données de panel. En utilisant une régression linéaire avec des variables indépendantes comme revenu per capita, taux de chômage, proportion de 65ans et +, % d'hommes, % population non blanc, les auteurs parviennent aux résultats suivants :

- a) les ventes augmentent de 55% si le revenu augmente de 100%
- b) le coefficient associé au taux de chômage n'est pas significatif
- c) Parmi les variables démographiques seulement le % de 65 ans et + est statistiquement significatif parce qu'ils ont en moyenne un plus haut niveau de revenu disponible et ont plus de temps de loisir que les jeunes et les adultes.

I-2 Evaluation

Les études que nous venons de présenter ci-dessus, ont chacune abordé le sujet sur un angle différent. Elles ont toutes leurs forces et leurs faiblesses et c'est ce qui va faire l'objet des paragraphes ci-après.

Le Conseil National a fait beaucoup de recherches pour présenter leur document sur les jeux de hasard au Canada. Ils ont surtout mis l'accent sur les effets associés à ces jeux tout en présentant un aspect descriptif des recettes et en se contentant d'énoncer les statistiques afférentes à ces revenus. Cette étude ne donne pas une explication claire sur les déterminants des recettes des jeux de hasard. Quant à Pamela, elle a simplement appliqué le modèle de dépendance rationnelle aux données provenant des courses de chevaux mais n'a pas élaboré un modèle pour déterminer les facteurs qui influencent les recettes des jeux. La 3^e étude, Marshall (1999), ne fait que présenter des chiffres sur l'industrie des jeux au Canada. Il n'y a aucune analyse économétrique ainsi l'aspect descriptif de ce document ne suffit pas pour avoir une idée plus large sur le sujet. L'étude de Vaillancourt et Roy a permis de voir que les recettes des jeux dépendent en partie du PIB sans préciser les autres facteurs pouvant contribuer à ces recettes. De plus les données utilisées dans ce document avaient les caractéristiques de séries temporelles. Par conséquent, il y a plusieurs aspects qui ne peuvent pas être pris en compte étant donné la portée limitée de ces données. Pour le reste, réaliser un test à la Granger sur une variable n'apporte pas trop d'informations sur le sujet. Bien que le travail de Mehmet (2004) ait abordé une approche plutôt semblable à notre étude en utilisant des données de panel pour les 55 villes de l'Ouest de la Virginie, mais le niveau de scolarité qui est une variable très importante n'a pas été prise en compte pour déterminer le niveau des recettes des jeux. Enfin le tableau ci-dessous résume les différentes études que nous venons de présenter.

Tableau #1 Synthèse des revues de la littérature

Auteur et année	Sujet	Variables	Données	Méthode d'estimation	Résultats
Conseil national du Bien-être (1996)	Les jeux de hasard au Canada	Dépendante : niveau du revenu Indépendant : joueurs compulsifs et non compulsifs	Séries en coupes transversale avant 1996 pour 8 provinces	Régression linéaire	Pas de raltion entre les revenus des joueurs compulsifs et des joueurs non compulsifs pur certaines provinces tandis que c'est le contraire pour d'autres .
Pamela Robilia (2005)	Gambling as rational addiction	Dépendante :Demande de jeu Independante : revenus , prix , takeout rate	Séries temporelles de 1950 à 1987 sur les courses de chevaux	Technique de variables instrumentales	Existence de liens intertemporels significatifs dans la consommation de jeu de hasard . Sous l'hypothèse de dépendance rationnelle l'élasticité prix à long terme est de -0.68 tandis qu'elle est de -0454 sous l'hypothèse de non dépendance rationnelle.
Katherine Marshall (1999)	L'Industrie des jeux au canada	Revenus, taux de participation , niveau de scolarité , sexe , certaines caractéristiques des personnes vivant seules	Séries en coupes transversales 1998	Comparaison et Analyse statistique	Le taux de participation au jeu augmente avec le revenu jusqu'au seuil de 40000\$ puis se stabilise à 90%. 18% des ménages ayant un revenu < 20000\$ ont dépensé dans des jeux de hasard Plus le revenu est haut plus les gens achètent les billets de lotterie et dépensent dans des casinos. L'Alberta est la province qui a enregistré la plus forte hausse dans les recettes soit 414% et la Colombie Britannique la plus faible avec 10%

Harry Kitchen , Scott Poweles (1991)	Lottery expenditures in Canada : A regional analysis of determinant and incidence	Dépendante : dépenses de loterie Indépendante : revenus , sexe , chef de famille , niveau d'educaton ...	Données sur 6 Régions du Canada	MCO	Les dépenses au jeu diminuent avec le niveau d'éducation Les dépenses de jeu augmentent avec le revenu Les dépenses des chef de famille femelle sont inférieures à celles des chefs de famille masculines.
Wlaker Douglas, M Jackson , John D (2007)	Do casino cause Economic growth ?	Croissance Revenus des casinos	Données de panel	Test de causalité à la Granger	Les revenus des casinos ne causent pas la croissance économique
F. Vaillancourt and A. Roy	Gambling and governments in Canada 1969 – 19981	Dep:taux de participation Dep : montant dépensé Dep : revenu de loterie Ind: PIB , lieu de résidence , population jeune et âgée,	Données d'enquête de 1969 à 1998	MCO Logit	La participation et les dépenses augmentent avec le revenu après taxe. Les ménages âgés participent moins que ceux qui sont jeunes Les régions de résidence n'avaient aucune incidence sur les dépenses Une augmentation du PIB de 1% entraîne 1.3 % d'augmentation des dépenses de loterie
Mehmet Serkan Tosun ,Mark Skidmore (2004)	Do new lottery games stimulate Economic activity? Evidence from border counties in west Virginia	Dep : revenus de loterie Ind : revenu per capita , taux de chômage , proportion de 65 ans et + , % hommes , % de population non blanc	Données de panel sur 55 villes de l'ouest de la Virginie entre 1987 et 2000.	Régression linéaire	Les ventes augmentent de 55% si le revenu augmente de 100% Le coefficient associé au taux de chômage n'est pas significatif Parmi les variables démographiques , seulement le % des 65 ans et + est statistiquement significatif.

I-3 CADRE D'ANALYSE ET SPECIFICATION DU MODELE

I-3-1 Cadre d'Analyse

Plusieurs régions pensent qu'en développant l'industrie des jeux elles espèrent améliorer leur développement économique. Terrance et Rephann (1997) en utilisant des données sur 68 régions ont montré que les jeux de casinos profitaient davantage aux régions économiquement faibles. En d'autres mots plus une région est urbaine moins elle tire de bénéfice en développant des jeux de hasard.

Plusieurs théories ont été utilisées pour expliquer les revenus des jeux de hasard . A titre d'exemple , citons la théorie de l'utilité espérée , le modèle de dépendance rationnelle , les théories du comportement du consommateur, la fonction d'utilité dépendante du rang (EUDR) . Taversky et Kahneman (1992) ont supposé dans leurs travaux que la fonction de valeur associée à l'EUDR pourrait avoir la forme suivante :

$$V(x) = \begin{cases} x^\alpha & x > 0 , (0 < \alpha < 1) \\ -\lambda(-x)^\beta & x < 0 , (\lambda > 0 , 0 < \beta < 1) \end{cases} \quad (1)$$

Avec b montant de la mise , p probabilité de gain , w^+ et w^- les fonctions de probabilité pondérée pour les gains et les pertes et t pari . L'individu va accepter de participer au jeu si son espérance d'utilité est supérieure à zéro soit

$$EU = w^+(p)v(b,t) + w^-(1-p)v(-b) > 0 \quad (2)$$

Ainsi la mise qui va maximiser l'EU de l'individu est donnée par :

$$b^{\beta-\alpha} = \frac{\alpha w^+(p)t^\alpha}{\beta \lambda w^-(1-p)} \quad (3)$$

Von Newman et Morgenstern (1947) de leur côté avait établi un critère de choix des individus face au risque ou à l'incertitude en axiomatisant la théorie de l'espérance d'utilité (EU). Mais le paradoxe d'Allais a permis aux théoriciens de comprendre qu'un critère de choix doit avoir une réelle cohérence avec les résultats empiriques ce qui n'est pas toujours le cas avec l'EU².

Depuis Friedman et Savage (1948), plusieurs chercheurs ont prouvé que plus les gens sont économiquement faibles plus ils jouent. En 1981 Brunk a montré que si les gens étaient insatisfaits face à leur revenu courant alors cette variable pourrait influencer la décision de jouer. Brenner et Brenner (1993) confirme qu'un revenu faible encourage le jeu.

Dans le modèle EUDR, les individus substituent les poids aux probabilités (soit $w(p)$ au lieu de p). Les faibles probabilités ont été surévaluées et les fortes le contraire jusqu'à un certain niveau. En supposant que la richesse d'un individu soit R , x sa mise, $1-d$ part remise aux individus et p la probabilité infinitésimale de gagner au jeu, alors le gain est donné par $((1-d)/p)x$ Blondel(2002).

² Voir Blondel (2002)

La mise x^* que le joueur va jouer est le résultat de la maximisation de la fonction suivante .

$$w(p)U((R-x) + ((1-d)/p)x) + (1-w(p))U(R-x) \quad (4)$$

$$\text{sc :} \quad x > 0 \quad (5)$$

$$\text{et} \quad w(p)U((R-x) + ((1-d)/p)x) + (1-w(p))U(R-x) > U(R) \quad (6)$$

Blondel (2002) a montré que la variation du revenu par rapport à la mise était négative. Bien que l'individu cherche à maximiser son gain en misant le minimum que possible, la possibilité de faire faillite demeure toujours un problème incontournable. Richard Thalheimer et Mukhtar M.Ali (2004) tous deux respectivement professeur à l'Université de Louisville et Kentucky ont mis en relation la faillite personnelle et la capacité de jouer au pari mutuel et au casino. La population, le revenu personnel, l'âge, la race, le taux de divorce, le taux de chômage et le rapport de la dette au revenu personnel disponible sont autant de variables qui agissent de façon significative sur le nombre de faillites personnelles, tandis que l'accès aux installations de jeu de casino ou de pari-mutuel n'ont pas d'effet significatif sur la faillite.

I-3-2 Spécification du modèle

Tenant compte de ces différentes études, nous sommes en mesure de considérer un modèle pour l'estimation des données. Deux catégories de variables seront prises en considération dans ce rapport. La première catégorie contient les variables économiques tandis que les variables sociodémographiques font partie de la seconde. Une troisième catégorie de variables comme le nombre d'appareils, l'accessibilité aux sites de jeu, les prix des tickets, et autres pouvait être prise en considération mais pour tenir compte de la pertinence et de l'efficacité du modèle, nous sommes restreints aux deux ci-dessus mentionnées.

Pour la dimension sociodémographique, nous avons les variables personnes âgées de 65 ans et +, personnes âgées de 18 à 24 ans et le niveau d'éducation qui elle est contenue dans trois sous groupes. Tandis que pour la dimension économique nous avons le produit intérieur brut, le revenu moyen, le taux de chômage. Etant donné que la variable dépendante représente les revenus des jeux per capita, alors les variables explicatives ont été prises en proportions pour une meilleure interprétation.

$$\text{Recjeupera} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Pibpercareel} + \alpha_2 \text{TC} + \alpha_3 \text{pop1824} + \alpha_4 \text{pop65} + \alpha_5 \text{pousecv} + \alpha_6 \text{poupoustsecv} + \alpha_7 \text{poubacet} + U + E$$

Où

Recjeupera : Revenu de jeu de hasard par tête d'habitant

Pibpercareel : Produit intérieur brut réel par habitant

Tc : Taux de chômage

Pop65	: Proportion de la Population âgée de 65 ans et plus
Pousecv	: Proportion de la Population ayant atteint le secondaireV
Poupostsecv	: Proportion de la Population ayant fait des études postsecondaires
Poubacet	: Proportion de la Population ayant atteint au moins leur baccalauréat
U	: Effets individuels
E	: Terme d'erreur

I-3-3 Les Hypothèses

Les différentes études consultées dans le cadre de ce travail , nous permettent d'élargir notre champ de vision du sujet et par conséquent nous amènent à tester si les hypothèses qui suivent méritent une attention particulière .

- a) Les variables économiques à elles seules peuvent expliquer les recettes des jeux de hasard .
- b) Les dépenses des jeunes au revenu des jeux de hasard est moindre comparativement à celle des personnes âgées.
- c) La population dont le niveau d'éducation est le plus élevé ne dépense pas autant que la population la moins éduquée.

Section II- ANALYSE DESCRIPTIVE DES VARIABLES D'INTERET

L'objectif de cette partie est de présenter une analyse statistique des principales variables retenues . Une évolution dans le temps et des comparaisons entre les provinces pour certaines variables nous seront utiles pour avoir une première approche des données.

II-1 Présentation des données

Les séries utilisées dans ce rapport proviennent du site de Statistique Canada, de celui de l'université de Toronto (CHASS) et de quelques sites des organismes gouvernementaux des jeux de hasard. Elles se portent sur les années 1989 à 2006 pour dix (10) provinces du Canada.

Depuis les dernières années, nous constatons une évolution fulgurante de l'économie appliquée et l'emploi des données de panel a été très bénéfique pour tenir compte de l'hétérogénéité dans les données. Grâce à sa double dimension, son utilisation constitue un grand avantage par rapport aux autres types de données comme les séries temporelles et les données en coupes transversales. Les séries temporelles supposent que tous les individus sont homogènes tandis que les coupes transversales ne supportent pas le dynamique des comportements individuels. De plus les données de panel tiennent compte de l'influence de caractéristiques non observables des individus sur leur comportement dès lors que celles-ci restent stables dans le temps.³

L'utilisation de ces données dans notre étude nous permettra de prendre en compte les différences et ou effets individuels dans les recettes des jeux de hasard.

³ Introduction à l'économétrie des données de panel , Patrick SEVESTRE , page 3

II-2 Sélection des variables.

Pour estimer le modèle spécifié , plusieurs variables ont été sélectionnées et le tableau ci-après résume les signes attendus pour chacune d’elles.

Tableau # 2 Définition des Variables explicatives

Code	Liste des variables explicatives	Signe attendu
1	Produit intérieur brut réel par habitant	(+)
2	Taux de chômage	(-)
3	Proportion de la Population de 18 à 24 ans	(-)
4	Niveau d’éducation en %	(-)
5	Proportion de la Population âgée de 65 ans +	(+)

II-3 Justification Des Signes

➤ PRODUIT INTERIEUR BRUT

Pour avoir le PIB réel per capita , nous avons divisé le pib par la population et par l’Indice des prix à la consommation . Cette variable représente l’ensemble des ressources et devrait être reliée positivement aux recettes des jeux de hasard . L’explication est simple car si une région devient plus riche alors les individus le sont également et par conséquent dépenseront davantage aux jeux

➤ TAUX DE CHÔMAGE

Les recettes devraient décroître avec le taux de chômage car si le taux de chômage augmente cela signifie que plusieurs personnes se retrouvent avec moins de revenus et par conséquent consacreront moins d’argent aux jeux .

➤ **NIVEAU D'EDUCATION**

Les recettes devraient diminuer avec le niveau d'éducation car les gens qui sont les mieux formés se consacrent davantage à leur emploi et ont une meilleure connaissance des probabilités de gain . Par conséquent ils seront plus prudents que ceux qui n'ont pas cette connaissance .

➤ **POPULATION âgée de 65 ans +**

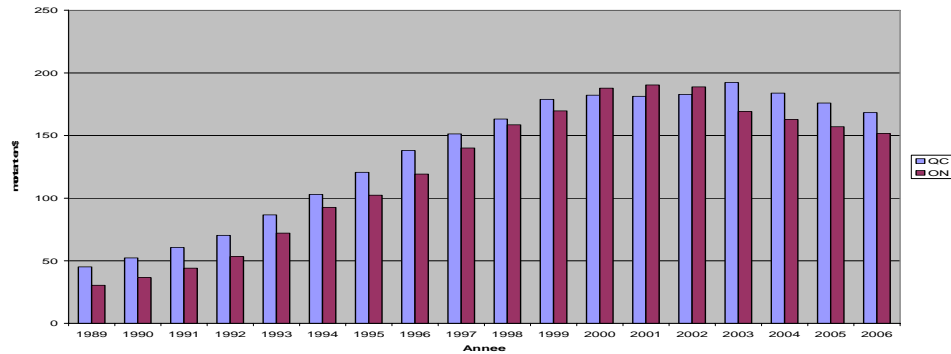
S'il y a beaucoup de personnes âgées de 65 ans + alors les recettes devraient croître car c'est l'âge de la retraite et ces personnes vont décaisser pour combler le vide de travail auquel elles font face . D'où elles auront tendance à passer plus de temps dans les salles de jeux .

➤ **POPULATION âgée de 18 à 24 ans**

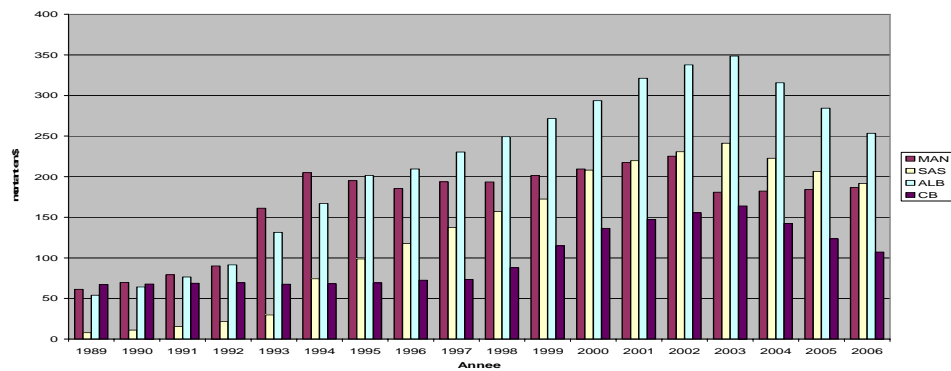
Cette catégorie représente les individus qui n'ont pas beaucoup d'années sur le marché . Ils sont pour la plupart étrangers à l'activité des jeux de hasard et par conséquent plus averses au risque parmi ceux qui ont accès aux jeux . Une augmentation dans cette variable devrait avoir un effet négatif sur les recettes.

II-4 Evolution des recettes des jeux au Canada

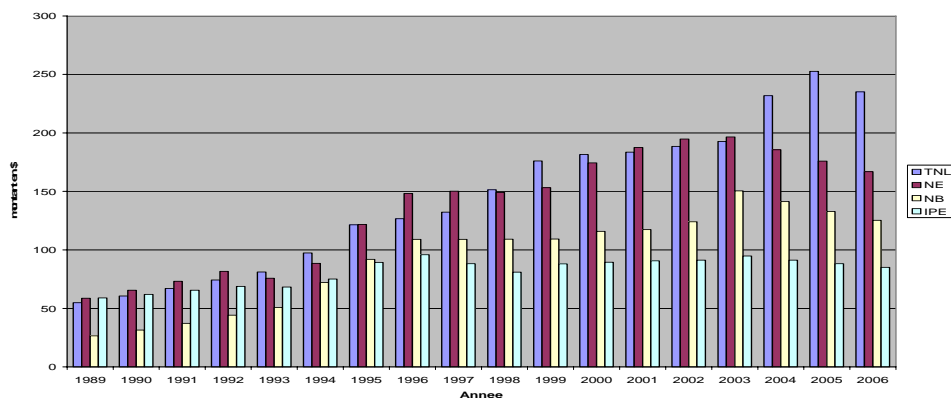
Graphique #1
Recettes des jeux de hasard par habitant en Ontario et au Québec (\$)



Graphique #2
Recettes des jeux de hasard par habitant dans l'Ouest du Canada et la Colombie Britannique (\$)



Graphique #3
Recettes des jeux de hasard par habitant dans la région de l'Atlantique



De 1989 à 2006 , les recettes des jeux sont passées de 55\$ à 235\$ par habitant à Terre Neuve et Labrador soit une hausse de 329% sur l'ensemble de la période et une augmentation de 18% par année . La seule année où les recettes ont chuté à Terre Neuve c'est en 2006. Comparativement à l'année 2005 cette variation est de 7% environ. En Nouvelle Écosse, au Nouveau Brunswick et à l'Ile du Prince Edouard les recettes ont cru respectivement de , 184% , 372% et 44% sur dix-huit (18) ans ; soit une augmentation respective de 10% , 21% et 2% par année . Parmi les 4 provinces qui constituent la région de l'Atlantique , Terre Neuve est celle où la moyenne des recettes est la plus élevée . Les recettes moyennes pour la région sont de 114\$ par tête d'habitant.

Pour la région Western du Canada plus la Colombie Britannique, nous assistons à une hausse générale des recettes des jeux de hasard par habitant . En Saskatchewan cette hausse est de 2348% de 1989 à 2006 (soit 130% d'augmentation annuellement) et en moyenne ces recettes sont de 131\$ par habitant . C'est en Alberta que les recettes moyennes sont plus hautes soit 217\$ par habitant . La moyenne des recettes pour ces 4 provinces est de 154\$ par habitant .

Le Québec et l'Ontario ont affiché des recettes moyennes de 135\$ et 124 \$ par habitant. Annuellement ces deux provinces ont une croissance respective de 15% et 22% des recettes par habitant et une hausse de 273% et 398% sur l'ensemble de la période. Comparée aux deux régions (Atlantique et Western du Canada) , le Québec suivrait la Western du Canada qui , inclut la Colombie Britannique et occupe le 1^{er} rang par rapport aux niveaux des recettes par habitant tandis que l'Ontario suivrait le Québec .

II-5 Comparaison de la population moyenne des provinces

Tableau # 3 Population moyenne par Province
Entre 1989 et 2006
(en %)

Province	18-24 ans	65 ans +
ALB	14	13
CB	12	17
IPE	14	18
MAN	14	18
NB	13	17
NE	13	17
ON	13	16
QC	12	16
SAS	14	20
TNL	15	15
CAN	13	17

Source : Statistique Canada

Sur les deux dernières décennies , la population moyenne des jeunes en Alberta est plus élevée que la population moyenne des 65 ans et + . C'est la seule province où l'on enregistre un résultat pareil. La Saskatchewan et la Colombie Britannique sont les deux provinces où l'écart entre ces deux groupes d'âge est le plus élevé (resp. 6% , 5%). Pour toutes les autres l'écart varie entre 0 et 4% . Il y a un écart de 3% à travers les dix provinces du Canada dans la population des 18 – 24 ans . Tandis que pour la population des 65 ans et + cet écart avoisine 7%. La proportion des jeunes est plus élevée à Terre-Neuve que pour toutes les autres provinces et c'est à Saskatchewan que l'on retrouve la plus grande proportion des personnes de 65 ans et +.

La population moyenne des personnes âgées au Canada avoisinent 17% de la population totale . L’Alberta est la province qui a enregistré le plus faible taux tandis que la Saskatchewan a atteint environ une proportion de 20%. Quant à la population jeune , elle représente 13% de la population au Canada. Québec et Colombie Britannique ont enregistré le taux le plus faible soit 12% chacun et Terre-Neuve Labrador le plus haut soit 15%.

II-6 Répartition des Provinces selon les variables Économiques

Tableau # 4

Répartition des Provinces selon la moyenne du revenu moyen réel, le taux chômage moyen et la moyenne du pib réel per capita de 1989 à 2006

Province	Revenu moyen	Taux de chômage	PIB réel per capita
TNL	22358	17.36	23048.81
IPE	24261	13.82	22423.44
NB	24695	11.28	23802.98
NE	25743	10.73	24151.59
SAS	27304	6.31	30484.59
QC	27523	10.25	27399.85
MAN	27717	6.54	27626.25
CB	30219	8.23	29740.29
ALB	32636	6.33	42483.86
ON	33003	7.63	33818.45
CAN	27546	9.85	28498.01

Source : Statistique Canada

Le tableau ci-dessus montre clairement qu’au Canada , l’Ontario , l’Alberta et le Manitoba sont les provinces où les revenus moyens de 1989 à 2006 sont les plus élevés (respectivement \$33602 , \$32635 et \$30218) . En moyenne 40% des provinces ont un revenu moyen dépassant

celui du Canada en général. Parmi les 60% dont le revenu moyen est inférieur à celui du Canada, le Québec occupe la 1^{ère} place avec \$ 27523. L'écart relatif de revenu entre Ontario (1^e rang) et Terre-Neuve (10^e rang) est de 48%.

Par rapport au taux de chômage, Terre-Neuve est en fin de liste avec le taux le plus élevé (soit 17.36%) . Par contre la Saskatchewan vient en tête avec 6.31% ensuite l'Alberta 6.33% puis le Manitoba 6.54% . La moitié des provinces affiche un taux de chômage inférieur à la moyenne du Canada (9.85%) et parmi lesquelles le Québec occupe le premier rang (10.25%) . Il y a un écart de 11% entre le taux le plus élevé et celui le plus bas.

Quant au PIB réel par habitant, la différence de richesse en terme relatif est de 89%. Celle-ci provient entre l'Alberta (\$ 42484) et l'Île du Prince Édouard (\$ 22423). La moyenne au Canada est de \$28500 et 60% des provinces se retrouvent en dessous de cette moyenne dont le Québec avec \$ 27400. Entre le Québec et l'Ontario les écarts relatifs sont de 20% pour le revenu moyen, -2.62 % pour le taux de chômage et 235 pour le PIB réel per capita.

Indépendamment de tous autres facteurs qui pouvaient influencer notre analyse , l'Alberta serait l'endroit au Canada où il serait mieux pour un individu de vivre. Arrivent en 2^e et 3^e position l'Ontario et la Saskatchewan . La province du Québec quant à elle se classe parmi le quatre (4) dernières en occupant ainsi la 6^e place et c'est à Terre-Neuve que la situation serait la plus critique .

II-7 Niveau d'Éducation des Provinces

Tableau # 5

Niveau moyen d'éducation

Par province (en proportion de la population)

Province	SecondaireV	Postsecondaires	Bac et +
TNL	0.30	0.15	0.03
SAS	0.36	0.21	0.04
QC	0.26	0.16	0.06
ON	0.40	0.22	0.08
NE	0.42	0.25	0.06
NB	0.29	0.22	0.04
MAN	0.38	0.20	0.05
IPE	0.38	0.23	0.05
CB	0.42	0.28	0.09
ALB	0.40	0.26	0.07
CAN	0.36	0.22	0.06

Source : Statistique Canada

Bien que l'analyse précédente révèle que la Saskatchewan était très bien classée quant il s'agit des variables économiques , il n'en est pas ainsi du niveau d'éducation . En effet nous remarquons qu'elle se classe parmi les quatre dernières si tous les trois niveaux sont confondus , pendant que

Terre Neuve se positionne au 10^e rang. C'est en Alberta en Ontario et en Colombie britannique et en Nouvelle Écosse qu'on retrouve le plus fort taux de niveau d'éducation global .

Parmi les 10 provinces , Colombie britannique et Nouvelle Écosse font face à une plus grande part de la population des personnes ayant eu leur secondaireV (42%). Tandis que pour les deux autres niveaux d'éducation c'est la Colombie Britannique (soit 28% et 9%) qui affiche le plus grand taux. Les taux les plus faibles sont enregistrés au Québec pour le 1^{er} niveau et à Terre Neuve pour les deux autres niveaux. Il existe une différence de 14% , 13% et de 6% respectivement pour chacun des trois niveaux d'éducation à travers toutes les provinces. Pour la 1ere catégorie , 30% des provinces se retrouvent en dessous de la moyenne nationale , et elles ne sont que 40% et 50%pour chacune des deux autres catégories.

Section III-PRÉSENTATION DES RÉSULTATS ET INTERPRÉTATION

L'Objectif de cette partie est de déterminer de façon empirique les principaux facteurs contribuant à la réalisation des recettes des jeux de hasard au Canada de 1989 à 2006. Nous profiterons également pour vérifier les hypothèses que nous avons formulées précédemment.

Le modèle que nous avons considéré est celui à effets fixes. Dans ce modèle nous supposons que l'influence des variables explicatives observées sur la variable expliquée est identique pour toutes les provinces et ce, quelque soit la période considérée.

Avant d'estimer le modèle, il est important de présenter quelques tests sur les données afin de déceler quelques particularités qu'elles comportent. La double dimension des données de panel nous amène à étudier l'hétéroscédasticité intra et inter individus ainsi que la corrélation contemporaine et l'autocorrélation inter individus .

III-1 Test d'effets individuels

L'hypothèse que nous voulons tester est celle-ci :

H0: Il n'y a pas d'effets individuels dans les données ($u_i=0$)

H1: Il y a des effets individuels dans les données ($u_i \neq 0$)

La statistique résultant de ce test est celle de Fisher avec (N-1,NT-N-K-1) degrés de liberté. La valeur de la statistique F est 13.20 avec une P-Value de 0.0000 . Ceci nous amène à dire qu'il existe des effets individuels dans les données et le test suivant va nous permettre de spécifier les effets individuels.

III-2 Test de spécification des effets individuels (Test de Hausman)

Quand on fait face aux modèles à effets individuels, la première question que l'on doit se poser est de savoir comment ces effets individuels doivent être spécifiés . Est-ce qu'on doit adopter l'hypothèse d'effets fixes ou au contraire celle d'effets aléatoires ? Le test de Hausman va nous permettre de répondre à ces questions en testant les hypothèses suivantes .

H0: Les effets individuels sont aléatoires ou ($E(u_i/X) = 0$)

H1: Les effets individuels sont fixes ($E(u_i/X) \neq 0$)

La statistique chi2 affiche une valeur 71.57 avec une p-value de 0.0000 . On conclut que les effets individuels seront représentés par des effets fixes.

III-3 Test d'Hétéroscédasticité intra-individus

L'hypothèse que nous voulons tester est celle-ci :

H0: La variance des erreurs de chaque individu est constante ($\sigma^2_{it} = \sigma^2_i$)

H1: La variance des erreurs de chaque individu n'est pas constante

Le test de Breusch-Pagan associé conclut que la variance des erreurs n'est pas constante pour tous les individus, avec une statistique $F(12,167) = 2.74$ et une P-value = 0.000

III-4 Test d'Hétéroscédasticité inter-individus

L'hypothèse que nous voulons tester est celle-ci :

H0: La variance des erreurs est constante pour tous les individus ($\sigma^2_i = \sigma^2$)

H1: La variance des erreurs n'est pas constante pour tous les individus

Le test de Wald modifié affiche un $\text{Chi}^2(10) = 56.15$ avec une p-value de 0.0000. Étant donné que la p-value est $< 5\%$ on rejette H0 i.e que la variance des erreurs n'est pas constante pour tous les individus ($\sigma^2_i \neq \sigma^2$). Malheureusement on ne peut pas spécifier davantage la forme de cette d'Hétéroscédasticité.

III-5 Test de corrélation contemporaine

L'hypothèse que nous voulons tester est celle-ci :

H0: Les résidus sont indépendants entre les individus

H1: Les résidus ne sont pas indépendants entre les individus

Par le test de Breusch-Pagan on arrive au fait que les erreurs sont corrélées entre les individus à cause que la statistique de BP suit un $\text{Chi}^2(N(N-1)/2) = \text{Chi}(45) = 206.85$ avec une p-value=0.0000

III-6 Test d'autocorrélation intra-individus

Ce test va nous permettre de déceler si les erreurs sur les recettes des jeux de hasard au temps t pour une province donnée sont corrélées avec celles en $t-i$.

L'hypothèse que nous voulons tester est celle-ci :

H0: Absence d'autocorrélation ($E(e_{it}e_{is}) = 0$ pour $t \neq s$)

H1: Existence d'autocorrélation

La statistique appropriée à cette situation est celle de Wald ($F(1,9) = 115.81$, $p\text{-value} = 0.0000$) .

Nous rejetons H0 c'est-à-dire que les erreurs sur les recettes des jeux de hasard sont autocorrélées.

III-7 Test de racines unitaires

Les premiers travaux de recherche sur les tests de racines unitaires sur les données de panel découlent de Levin et Lin (1992). «⁴D'une part, on a pu assister depuis la fin des années 90 à une évolution tendant à prendre en compte une hétérogénéité des propriétés dynamiques des séries étudiées, avec notamment les travaux d'Im, Pesaran et Shin (1997) et de Maddala et Wu (1999). D'autre part, un second type de développement récent dans cette littérature tend à introduire une dichotomie entre deux générations de tests : la première génération repose sur une hypothèse d'indépendance entre les individus, ce qui apparaît peu plausible notamment dans le cas de certaines applications macro-économiques. La seconde génération, actuellement en plein développement, intègre diverses formes possibles de dépendances inter-individuelles (Bai et Ng (2001), Philips et

⁴ http://ideas.repec.org/p/hal/papers/halshs-00078770_v1.html

Sul (2003a), Moon et Perron (2004), Choi (2002), Pesaran (2003) et Chang (2002)) ». Dans le cadre de notre travail nous allons utiliser le test de Im Pesaran Shin (Ipshin).

L'hypothèse que nous voulons tester est celle-ci :

H0: Existence de racines unitaires

H1: Absence de racines unitaires

Les résultats des tests se résument dans le tableau ci après :

Tableau # 6
Test de racines unitaires sur les variables retenues

Variables	P-value (test en niveau)	Décision après les deux tests (en niveau et en différence)
Recjeuperca	0.042	I(0)
Pibpercareel	0.980	I(1)
Tc	0.317	I(1)
Pop1824	0.690	I(1)
Pop65	0.766	I(2)
Pousecv	0.730	I(1)
Poupostsecv	0.990	I(1)
Poubacet	0.130	I(1)

A part la variable recjeuperca qui est I(0) c'est-à-dire qui n'a pas de racines unitaires , toutes les autres variables sont intégrées d'ordre 1 ou 2 . A présent, il revient à tester la relation de coïntégration s'il en existe une , pour éviter d'avoir des résultats provenant d'une régression fallacieuse.

III-8 Test de coïntégration :

D'après la littérature , il existe plusieurs tests pour tester l'existence de coïntégration dans le modèle sous étude . Celui que nous allons utiliser est le test de Pedroni . Bien qu'il n'existe aucune commande dans Stata ni aucun code programme sur le Net pour faire le test , nous allons procéder par étapes , comme l'avait suggéré Peter Pedroni (voir Pedroni 1997) .

L'hypothèse que nous voulons tester est celle-ci :

H0: Existence de coïntégration

H1: Absence de coïntégration

- Etape 1. On estime la relation de long terme

$$\mathbf{y}_{it} = \mathbf{u}_i + \delta_{it} + \mathbf{B}_{1i}\mathbf{X}_{1,it} + \dots + \mathbf{B}_{Mi}\mathbf{X}_{M,it} + \varepsilon_{it}$$

et on récupère les résidus estimés $\hat{\varepsilon}_{it}$:

- Etape 2. Pour chaque individu, on différencie la série y_{it} et on calcule les résidus issus de

la régression suivante : $\Delta \mathbf{y}_{it} = \mathbf{A}_{1i}\Delta \mathbf{X}_{1,it} + \dots + \mathbf{A}_{Mi}\mathbf{X}_{M,it} + \mathbf{U}_{it}$

- Etape 3. On estime la variance de long terme \hat{L}_{11i}^2 de $\hat{\mathbf{U}}_{it}$
- Etape 4. En utilisant les résidus estimés $\hat{\varepsilon}_{it}$, on choisit la régression appropriée . Pour

les tests non paramétriques, à l'exception des tests de type t de Dickey-Fuller Augmenté, on estime

la relation $\hat{\varepsilon}_{it} = \rho_i \hat{\varepsilon}_{it-1} + \mathbf{v}_{it}$. On calcule la variance de long terme de $\hat{\mathbf{v}}_{it}$, notée \hat{s}_i^2 . Pour les

tests paramétriques, on estime la relation $\hat{\varepsilon}_{it} = \rho_i \hat{\varepsilon}_{it-1} + \rho_i \sum \rho_{ik} \Delta \hat{\varepsilon}_{it-k} + v_{it}$. On calcule la variance de \hat{v}_{it} , notée \hat{s}_i^2

- Etape 5. A l'aide des calculs réalisés dans les étapes précédentes, il est possible de construire l'une des sept statistiques présentées par Pedroni. On calcule les valeurs critiques relatives à chacun des sept tests (voir Pedroni, 1999, tableau 2).

Règle de décision : La zone de rejet de H_0 se trouve à gauche de la valeur négative de la courbe normale. Ainsi, en suivant les étapes ci-dessus mentionnées, nous concluons qu'il n'existe pas de cointégration entre les variables explicatives car la statistique du test affiche une valeur qui est nettement inférieure à la valeur critique.

III-9 Synthèse des tests

Après avoir fait plusieurs tests sur les données nous sommes en mesure de spécifier et d'adopter un modèle convenable pour faire l'estimation des recettes des jeux de hasard. Les résultats des tests nous amènent au modèle à effets fixes avec hétéroscédasticité, corrélation et autocorrélation des erreurs. Pour tenir compte des racines unitaires, nous allons prendre les premières différences de toutes les variables explicatives.

III-10 Estimation Du Modèle

Le modèle spécifié a été estimé au moyen des moindres carrées généralisées (GLS) tout en tenant compte de l'existence des racines unitaires , de l'hétéroscédasticité , de la corrélation et de l'autocorrélation des erreurs.

Tableau # 7
Statistique de la Régression

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares
Panels: heteroskedastic with cross-sectional correlation
Correlation: panel-specific AR(1)

Estimated covariances	=	55	Number of obs	=	160
Estimated autocorrelations	=	10	Number of groups	=	10
Estimated coefficients	=	8	Time periods	=	16
			Wald chi2(7)	=	274.45
			Prob > chi2	=	0.0000

lrecjeuperca	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
tc						
D1.	-.050626	.0086249	-5.87	0.000	-.0675306	-.0337214
pi bpercareel						
D1.	.0000276	9.09e-06	3.03	0.002	9.74e-06	.0000454
pousecv						
D1.	.0166717	.0029903	5.58	0.000	.0108109	.0225325
poupostsecv						
D1.	.0172584	.0048516	3.56	0.000	.0077496	.0267673
poubacet						
D1.	.0042066	.0056696	0.74	0.458	-.0069057	.0153189
pop1824						
D1.	.8378264	.0553465	15.14	0.000	.7293492	.9463036
pop65						
D2.	.4409522	.1128164	3.91	0.000	.2198361	.6620682
_cons	4.934279	.0199551	247.27	0.000	4.895168	4.973391

Les variables retenues pour expliquer les recettes des jeux de hasard sont globalement toutes statistiquement significatives avec un $\text{Chi}^2(7) = 274.45$ et une $p\text{-value} = 0.0000$. Seule la proportion des bacheliers n'arrive pas à être statistiquement significative. D'après la régression il existerait une relation négative entre le Taux de chômage et les recettes des jeux de hasard. Ceci confirme ce que nous avons dit au paravant c'est-à-dire qu'une variation positive dans la variation du taux de chômage agirait négativement sur les recettes. Regardons plus en détail ce qu'il en est des variables explicatives.

- **Produit Intérieur brut** : Comme nous l'avons indiqué plus haut, les recettes des jeux de hasard croissent avec le PIB réel per capita et cette variable est statistiquement significative au seuil de 0.005%. Donc une augmentation de 1000 \$ dans la variation du PIB entraîne une hausse de 3% des recettes par habitant.
- **Taux de chômage** : Nous avons supposé que les recettes devaient diminuer avec le taux de chômage et les données ont prouvé et attesté notre affirmation. Le taux de chômage est statistiquement significative au seuil de 0.000%. Avec une augmentation dans la variation du taux de chômage de 1%, le pays se retrouvera avec plus de gens qui ne font rien, qui n'ont pas les moyens pour se payer le luxe de jouer au hasard et en bout de ligne enregistrera une chute de près de 5% des recettes des jeux.

- **Population âgée de 65 ans et + :** Cette variable est statistiquement significative au seuil de 0% et a un impact positif sur les recettes des jeux . Ainsi pour avoir une baisse de 44% des recettes , il faudrait que la variation de la population âgée de 65 ans et + subisse une perte de 1% .

- **Population âgée entre 18 et 24 ans :** Cette variable est statistiquement significative au seuil de 0% et a un impact positif sur les recettes des jeux . Ainsi pour avoir une hausse de 84% des recettes , il faudrait que la variation de la population âgée entre 18-24 ans subisse une augmentation de 1%.

- **Niveau d'éducation :** Toutes les variables qui représentent le niveau d'éducation sont statistiquement significatives à l'exception de la proportion des gens qui ont un bac ou plus . Elles ont un impact positif sur les recettes des jeux de hasard. Par exemple si la variation dans le niveau d'éducation est de 10% pour chaque catégorie (Secondaires V , Postsecondaires , Baccalauréat +), alors les recettes augmenteront respectivement de 16.7% , 17.3% , 4.0%.

III-11 Vérification Des Hypothèses

Au cours de l'étude nous avons posé trois hypothèses et cette section nous permettra d'infirmes ou de confirmer celles-ci. La vérification des hypothèses se fera au moyen de test sur les coefficients des variables estimés dans les régressions estimées .

Commençons par l'hypothèse que les variables démographiques contribuent de manière significative à l'explication des recettes de jeux de hasard et apportent de l'information en plus dans le modèle économétrique. A cet effet nous allons procéder en deux étapes .D'abord nous allons estimer le modèle sans les variables démographiques et faire le test global de significativité des paramètres. Ensuite nous allons inclure les variables démographiques dans la régression et tester les hypothèses ci-après :

$$H_0 : \Phi_3 = \Phi_4 = \Phi_5 = \Phi_6 = \Phi_7 = 0$$

$$H_1 : \exists ! \Phi_i \neq 0 , i=3 \text{ à } 7$$

Où Φ_i désigne les paramètres associés aux variables démographiques dans la régression non contrainte.

Les résultats se résument dans le tableau ci-dessous :

Tableau # 8 . Statistique des régressions

STATISTIQUE	MODELE CONTRAINT	MODELE NON CONTRAINT
CHI2(.)	Chi2(2) = 5.87	Chi2(7) = 274.45
P-VALUE	Prob > chi2 = 0.0532	Prob > chi2 = 0.0000
DECISION	Acceptation de Ho à 5 %	Rejet de Ho à 5 %

L'analyse des résultats montrent clairement que les coefficients ne sont pas globalement significatifs dans le modèle contraint . Dans le modèle non contraint les coefficients sont globalement significatifs, mais il existe une variable démographique qui n'est pas statistiquement significative dans le modèle ; c'est le pourcentage de la population qui a au moins le niveau bac . A partir de ce constat nous pouvons confirmer que les variables démographiques apportent de l'information dans le modèle .

A présent testons l'hypothèse que la population des jeunes dépense moins aux recettes des jeux que la population des 65 ans et + .

Posons

$$H_0 : \quad \Phi_7 > \Phi_6$$

$$H_1 : \quad \Phi_7 \leq \Phi_6$$

La statistique de student associée à ce test affiche une p-value de 0.00018 qui est inférieure au seuil de 5% . Par conséquent nous rejetons H0 et concluons que la population des 65 ans et + ne permettent pas aux revenus des jeux d'augmenter plus qu'avec la population des 18-24 ans .

L'explication pourrait se trouver dans le fait qu'à partir de 65 ans ,cette population qui se compose de retraités pour la plupart a un plus grand revenu disponible . Même si la tentation des jeux est forte , il faut qu'elle planifie leur retraite de façon rigoureuse avec la somme qu'ils ont à leur disposition car la retraite ne dure pas une année mais plusieurs années . Par conséquent , ils seront quand même prudents face aux dépenses des jeux .

Quant à la dernière hypothèse nous allons tester si les recettes augmentent davantage avec la population dont le niveau d'éducation est faible qu'avec ceux ayant un niveau plus élevé.

Pour ce faire, nous allons tester les 3 catégories de niveau d'éducation comme suit

a)

$$H_0 : \Phi_4 > \Phi_3$$

$$H_1 : \Phi_4 \leq \Phi_3$$

b)

$$H_0 : \Phi_5 > \Phi_3$$

$$H_1 : \Phi_5 \leq \Phi_3$$

c)

$$H_0 : \Phi_5 > \Phi_4$$

$$H_1 : \Phi_5 \leq \Phi_4$$

Les résultats des trois tests sont les suivants :

Tableau #9

Résultat des tests d'hypothèses

Hypothèses	P-value	Décision à 5%
$H_0 : \Phi_4 > \Phi_3$	0.55	On accepte H_0
$H_0 : \Phi_5 > \Phi_3$	0.0062	On rejette H_0
$H_0 : \Phi_5 > \Phi_4$	0.0226	On rejette H_0

L'analyse des résultats permet de rejeter l'hypothèse nulle H_0 à 5% pour deux des trois niveaux d'éducation . $\Phi_5 > \Phi_3$, $\Phi_5 > \Phi_4$ signifient que les gens dont le niveau d'éducation est bac ou + dépensent moins dans les jeux de hasard que les gens qui ont eu leur secondaireV ou leur postsecondaire . Par contre , nous constatons que les postsecondaires dépensent plus que les gens avec leur secondaires. Le fait que plus les gens sont moins formés plus les recettes augmentent est vrai en partie .Il est fort probable que ces gens ne connaissent pas les vrais probabilités de gain et comme ils ont aussi le plus souvent des revenus plus faibles alors ils recherchent une stabilité financière en jouant aux jeux de hasard .

CONCLUSION

Les études sur les jeux de hasard au Canada ont fait ressortir que durant les deux dernières décennies l'industrie des jeux au Canada a été très florissante .Ceci s'explique principalement par une augmentation du , nombre de machines à sous , nombre d'appareils loterie vidéo , nombre de permis de salle de bingo , nombre de centre de vente de billets de loterie . Plusieurs études ont mis l'accent sur les conséquences psychologiques et sociales des jeux mais la question que nous avons voulu étudier était la suivante : Quels sont les facteurs qui interviennent dans la détermination des recettes des jeux de hasard au Canada ? Pour tenter d'apporter une piste de solution, nous avons spécifié un modèle économétrique en utilisant des données de panel qui tient compte des 10 provinces sur une période 18 années. Les divers tests effectués sur les données nous ont permis d'adopter un modèle à effets fixes à coefficients homogènes. Les Hypothèses sous-jacentes étaient que les variables démographiques apportent de l'information dans la détermination des recettes des jeux de hasard , que la population jeune dépense moins aux recettes que celle des 65 ans et + , que la population avec un faible niveau d'éducation contribue plus aux recettes que celle avec un niveau élevé.

En ce qui concerne les variables démographiques, nous remarquons que les personnes qui sont en retraite c'est-à-dire qui se situent dans la tranche d'âge 65 ans et + n'ont pas plus d'influence sur la détermination des recettes des jeux de hasard que les personnes âgées entre 18 et 24 ans . Plus la population des retraités augmente , plus les recettes des jeux augmentent . En fait c'est juste de penser ainsi car ils sont plus libres de fréquenter les salles de jeu et ont un revenu disponible plus élevé que les autres groupes.

De plus nous constatons que le niveau d'éducation contribue à la réalisation des recettes. Les trois catégories que nous avons retenues étaient ceux qui ont fait leur secondaire V , ceux qui ont fait des études postsecondaires et ceux qui ont eu au moins un baccalauréat. Les recettes croissent de 1.67% s'il y a une variation positive de 1% dans la variation de la proportion des individus du secondaire . La population formée des gens qui ont eu un bac ou + est celle qui a le moins d'influence sur les recettes des jeux comparativement au niveau d'éducation , d'autant plus qu'elle n'est pas statistiquement significative.

Quant aux variables économiques (PIB réel per capita , taux de chômage) seul le taux de chômage entraîne une baisse des recettes et quant au PIB, elle croît avec les recettes des jeux.

L'analyse approfondie des différents résultats concernant les tests d'hypothèse a permis de confirmer que les variables démographiques étaient importantes dans la détermination d'un modèle de régression des recettes des jeux de hasard. L'hypothèse de nullité des coefficients des variables démographiques a été rejetée au détriment de l'alternative. Trouver un modèle avec des variables purement économiques ne seraient pas réalistes car il y a certaines caractéristiques sociodémographiques qui auront toujours leur place dans l'estimation des certains modèles économétriques. De plus , nous avons constaté que nous ne pouvons pas affirmer que la population des 65 ans + dépense plus que la population des 18-24 ans dans les jeux de hasard . Un autre résultat important est la confirmation partielle de l'hypothèse que plus les gens sont moins bien formés plus les recettes augmentent.

Notre travail se portait sur des données de panel pendant 18 ans. Il est vrai que les données de panel tiennent compte de certaines caractéristiques qui ne sont pas possible avec les autres types de données. Mais il serait plus avantageux et les conclusions seraient plus pertinentes si toutefois l'on pouvait utiliser les panels sur des données individuelles. Ainsi, on pourrait voir si le tissu social de l'individu a un impact sur les recettes des jeux . Quel est l'impact des joueurs immigrants et canadiens sur les recettes ? L'impact est-il identique dans toutes les provinces .? La réponse à ces questions pourraient aider les responsables à poser de meilleurs gestes face à la flambée de cette industrie.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

1. Abdel-ghany, M., & Sharpe, D. L. (2001). Lottery expenditures in Canada: Regional analysis of probability of purchase, amount of purchase, and incidence. *Family And Consumer Sciences Research Journal*, 30(1), 64-78. Retrieved July 5, 2007, from Psychology: A SAGE Full-Text Collection database.
2. Anders, Gary C. 1998. "Indian Gaming: Financial and Regulatory Issues." *Annals of the American Academy of Political and Social Science* 556:98-108.
3. Anders, Gary C., Donald Siegel and Munther Yacoub. 1998. "Does Indian Casino Gambling Reduce State Revenues? Evidence from Arizona." *Contemporary Economic Policy* 16(3):347-355.
4. Blair, Benjamin F., R. K. Schwer and C. J. Waddoups. 1998. "Gambling as an Economic Development Strategy: The Neglected Issue of Job Satisfaction and Nonpecuniary Income." *Review of Regional Studies* 28(1):47-62.
5. Blevins, Audie and Katherine Jensen. 1998. "Gambling as a Community Development Quick Fix."
6. Delen, D., & Sirakaya, E. (2006). Determining the efficacy of data-mining methods in predicting gaming ballot outcomes. *Journal Of Hospitality & Tourism Research*, 30(3), 313-332. Retrieved July 5, 2007, from Management & Organization Studies: A SAGE Full-Text Collection database.

7. Forrest, David, Robert Simmons and Neil Chesters. 2002. "Buying a Dream: Alternative Models of Demand for Lotto." *Economic Inquiry* 40(3):485-496.
8. Frey, J. H. (1984). Gambling: A sociological review. *The Annals*, 474(1), 107-121. Retrieved July 5, 2007, from Political Science: A SAGE Full-Text Collection database.
9. Frey, James H. 1998. "Federal Involvement in U.S. Gaming Regulation." *Annals of the American Academy of Political and Social Science* 556:138-152.
10. Gazel, Ricardo, Dan S. Rickman and William N. Thompson. 2000. "The Sources of Revenues for Wisconsin Native American Casinos: Implications for Casino Gaming as a Regional Economic Development Tool." *Review of Regional Studies* 30(3):259-274.
11. Levitzky, I., Assane, D., & Robinson, W. (2000). Determinants of gaming revenue: Extent of changing attitudes in gaming industry. *Applied economics letters*, 7(3), 155-158. Retrieved July 5, 2007, from IBSS: International Bibliography of the Social Sciences database.
12. Madhusudhan, Ranjana G. 1996. "Betting on Casino Revenues: Lessons from State Experiences." *National Tax Journal* 49(3):401-412.
13. Pickernell, D., Brown, K., Worthington, A., & Crawford, M. (2004). Gambling as a base for hypothecated taxation: The UK's national lottery and electronic gaming machines in Australia. *Public Money & Management*, 24(3), 167-174. Retrieved July 5, 2007, from CSA Worldwide Political Science Abstracts database.
14. Tosun, M. S., & Skidmore, M. (2004). Interstate competition and state lottery revenues. *National Tax Journal*, 57(2), 163-178. Retrieved July 5, 2007, from EconLit database.
15. Jeux de hasard au Canada , hiver 1996 , Rapport du Conseil National du Bien Etre Social

16. Pamela Mobilia, (2005) . Gambling as a rational addiction. Journal of gambling studies, 9(2), 121-151
17. Katherine Marshall, (1998) . Jeux de hasard: Miser gros . L'emploi et le revenu en perspective ,10(4), 7-12 .
18. Francois Vaillancourt and Alexandre Roy (2000). Gambling and Governments in Canada 1969-1998 : How Much? Who plays? What Payoff ? p.72
19. Patrick Sevestre , Econométrie des données de panel , Dunod , Paris 2002 , pages 211
20. Jean-Jacques Dreesbeke , Eléments de statistique, collection SMA , ed. Université de Bruxelles , janvier 1992, pages 527.
21. G.S Maddala , Introduction to econometrics, third edition, 2001, pages 636.
22. Miguel D. Ramirez , A Panel Unit Root and Panel Cointegration Test of the Complementarity Hypothesis in the Mexican Case, 1960-2001 , August 2006
http://www.econ.yale.edu/growth_pdf/cdp942.pdf
23. Peter Pedroni , critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors , oxford bulletin of economics and statistics, special issue (1999) 0305-9049
<http://www.williams.edu/Economics/wp/pedroncriticalvalues.pdf>
24. Sadraoui, Tarek and Ben-Zina, Naceur URDEE FSEG Sfax , 25 May 2007 , R&D Cooperation and economic growth: A dynamic panel data analysis
http://mpa.ub.uni-muenchen.de/3415/1/MPRA_paper_3415.pdf
25. Christophe HURLIN et Valérie MIGNON, Une synthèse des tests de cointégration sur données de panel , Document de Recherche n° 2006-12
http://halshs.archives-ouvertes.fr/docs/00/07/08/87/PDF/dr2006_12hurlin.pdf